

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2006 / 10

**L'estimation d'un coût implicite
de la pénibilité du travail
chez les travailleurs âgés**

Cédric AFSA

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2006 / 10

L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés

Cédric AFSA*

OCTOBRE 2006

L'auteur remercie les participants au séminaire du Département des Etudes Economiques d'Ensemble, et tout particulièrement Serge Volkoff (CEE-CREAPT), qui a accepté d'y discuter une version préliminaire de l'étude, ainsi que Didier Blanchet pour ses remarques. Il reste seul responsable des erreurs qui subsisteraient.

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés

Résumé

Nous cherchons à quantifier l'effet des conditions de travail sur les comportements de départ à la retraite en estimant un coût implicite de la pénibilité en cas de poursuite de l'activité professionnelle. Le coût est mesuré en points de pourcentage d'augmentation de la pension de retraite demandé par le salarié pour accepter de reporter d'un an la date envisagée de son départ à la retraite. Nous exploitons une enquête auprès de salariés âgés de 54 à 59 ans et travaillant dans le secteur privé, qui leur demandait notamment d'exprimer leurs préférences en réagissant à divers scénarios de départ à la retraite. Nous construisons un indicateur de pénibilité du travail à partir des réponses à des questions de satisfaction de l'emploi occupé et d'auto-évaluation de l'état de santé. Nous trouvons que pour compenser la désutilité à occuper un an de plus un emploi pénible, il faudrait augmenter d'environ 10 % la pension de retraite. En d'autres termes, un salarié ayant un travail pénible n'accepte de repousser son départ à la retraite qu'au prix d'une surcote supérieure de 10 points à celle demandée par un salarié occupant un emploi pas ou peu pénible.

Mots-clés : départ à la retraite ; conditions de travail ; préférences exprimées ; coût implicite.

Estimating an implicit cost of bad working conditions: the case of older workers

Abstract

We try to quantify the effect of working conditions on retirement behaviour by estimating an implicit cost of keeping on working in a "bad" job. The cost is measured by the amount of the increase in retirement pension that the employee would claim to accept to postpone the date on which he intends to retire. We use data of a specific survey on employees aged 54 to 59 years and working in the private sector. They were required to state their preferences while reacting to various scenarios of retirement. We construct an indicator of bad working conditions from the answers provided by the employee to questions on job satisfaction and health status. We find that to compensate for the disutility of keeping on working one year more in a "bad" job it would be necessary to increase the retirement pension by roughly 10 %. In other words a worker facing bad working conditions will accept postponing retirement with an increase of his pension 10 points higher than the one requested by an employee in a "good" job.

Keywords: retirement decision ; working conditions ; stated preferences ; implicit cost.

Classification JEL : J26, J81, C9

Sommaire

Introduction	5
I - Les données.....	7
II - Le cadre théorique.....	11
III - La méthode empirique	13
<i>III.1 Le modèle économétrique</i>	<i>13</i>
<i>III.2 Un indicateur de conditions de travail</i>	<i>14</i>
IV - Les résultats	17
V - Quelques remarques conclusives	21
Références	22
Annexe 1 : construction de l'indicateur d'état de santé.....	23
Annexe 2 : les résidus généralisés d'un probit ordonné	25
Annexe 3 : le programme Sas d'estimation des paramètres du modèle Tobit « à seuils »	27

Introduction

La création d'une incitation financière à la poursuite de l'activité professionnelle est une innovation importante de la loi d'août 2003 portant réforme des retraites. L'article 25 instaure la possibilité, dans des conditions fixées par décret, d'une majoration de la pension (une surcote) pour toute année d'activité effectuée, après l'âge de 60 ans, au-delà de la durée de cotisation nécessaire à l'obtention du taux plein. L'objectif de la mesure est de faire remonter le taux d'emploi des 55 ans ou plus. Son efficacité dépend alors de la sensibilité du salarié à ce mécanisme incitatif de nature purement monétaire.

Dans leur rapport au Conseil d'Analyse Economique sur la question de l'emploi des seniors, d'Autume *et alii* (2005) considèrent que la surcote est bien une mesure adaptée à l'objectif qui lui est assigné. Mais ce n'est pas le seul moyen d'augmenter le taux d'emploi des travailleurs âgés. Les auteurs mentionnent aussi l'aménagement des conditions de travail en fin de carrière, dont la mise en œuvre pourrait d'ailleurs renforcer l'effet des incitations financières.

La présente étude conforte cette idée : l'efficacité d'une mesure de type surcote pourrait être accrue par une action concomitante sur les conditions de travail visant à en diminuer la pénibilité. En d'autres termes, à niveau de surcote donné, davantage de salariés seraient prêts à repousser leur âge de départ à la retraite si leurs conditions de travail étaient améliorées.

Plusieurs évidences empiriques invitent *a priori* à le penser. Par exemple, Blanchet et Debrand (2005) ont montré, en exploitant l'enquête européenne Share (*Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*) auprès des 50 ans ou plus, l'importance du rôle joué par la satisfaction au travail dans les aspirations à la retraite. Ainsi, selon ces auteurs, se déclarer globalement satisfait de son travail diminuerait d'environ 14 points la propension à vouloir partir en retraite au plus tôt, à caractéristiques démographiques (âge, sexe, pays de résidence) et d'emploi (secteur, taille de l'entreprise, responsabilités hiérarchiques) fixées.

Notre contribution consiste ici à poursuivre l'analyse, en estimant notamment un *coût implicite* de la pénibilité du travail. Plus précisément, nous cherchons à estimer la majoration de la pension qu'il faudrait offrir au salarié pour compenser la désutilité du travail due à sa pénibilité et le faire accepter de continuer à travailler. Pour cela, nous exploitons les données d'une enquête originale menée auprès d'un millier de salariés du secteur privé. Elle leur a en particulier proposé différents scénarios d'augmentation de la pension et demandé, pour chaque scénario, si le salarié était prêt à modifier son comportement de départ à la retraite. L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité suppose toutefois d'avoir au préalable construit un indice mesurant la pénibilité de chaque emploi. Nous proposons une méthode pour le faire, à partir d'une question de l'enquête sur la satisfaction que le salarié retire de son emploi.

Nous commençons par décrire les données utilisées et par fournir quelques statistiques descriptives montrant le lien apparent entre le niveau de satisfaction dans l'emploi et le consentement à différer le départ à la retraite, mesuré par le pourcentage d'augmentation demandé par le salarié en contrepartie du recul de son départ à la retraite. Puis nous établissons le cadre théorique qui permet de formaliser le lien entre l'augmentation demandée de la pension et la pénibilité du travail, de manière à spécifier correctement le modèle économétrique utilisé pour les estimations. Nous en présentons ensuite les résultats et en déduisons des équivalents monétaires de la pénibilité. Quelques brèves remarques concluent l'article.

I - Les données

Les données proviennent de l'enquête « Intentions de départ à la retraite » réalisée auprès d'un échantillon de 1 004 individus affiliés au régime général, tirés dans la base nationale de gestion des carrières de la Caisse Nationale d'Assurance Vieillesse, selon des critères d'âge, de résidence et d'ancienneté dans le régime. Plus précisément, ont été retenues les personnes en emploi, âgées de 54 à 59 ans, habitant dans 8 régions¹ et ayant une durée d'assurance minimale de 25 ans au régime général². Une cinquantaine de questions leur ont été posées en face-à-face durant à peu près 30 minutes, portant en particulier sur la situation professionnelle passée et présente, l'environnement familial, le bien-être (la santé, le niveau de vie), les anticipations des conditions de leur retraite et plus généralement la perception de leur avenir.

L'échantillon tiré n'est pas représentatif de l'ensemble des 54-59 ans travaillant dans le secteur privé. L'enquête n'a pas interrogé celles ou ceux qui travaillent encore mais ne peuvent justifier de 25 années d'assurance au régime général, parce que, par exemple, elles ou ils ont eu des carrières incomplètes ou bien ont rejoint dans un second temps le régime général après avoir travaillé dans la fonction publique. En outre, l'enquête concerne les personnes âgées de 54 ans ou plus qui sont toujours en emploi et qui constituent un sous-échantillon particulier des 54-59 ans. Par conséquent, on ne peut pas, sans précaution, étendre à l'ensemble des individus de cette tranche d'âge des résultats obtenus par l'enquête sur les seuls actifs occupés (Afsa, 2005). Notamment, tout constat sur l'état de santé ne peut être généralisé car il n'aura pas été établi en tenant compte des personnes qui sont sorties de l'emploi précisément pour des raisons de santé.

Un des objectifs de l'enquête est de mesurer le rôle joué par les incitations financières dans les anticipations de départ à la retraite. L'enquête cherchait notamment à évaluer le niveau d'augmentation de la pension que les salariés demanderaient pour accepter de rester un an de plus en activité. Plus précisément, la question était formulée de la manière suivante :

Accepteriez-vous de partir en retraite un an après la date que vous envisagez si votre pension était augmentée de... ? [« soit un gain de xx euros / francs » ; commencer par 0%, puis 5%, 10%, 15%, 20% 30%, 40% ; passer à la question suivante dès que réponse « oui »]

Elle a été posée seulement aux personnes qui ont préalablement répondu à deux autres questions de l'enquête : l'âge auquel elles envisageaient de partir à la retraite, et le taux de remplacement qu'elles pensaient avoir. Elles représentent 89 % de l'échantillon (889 observations).

Les réponses à la question figurent dans la table 1. 13,4 % des salariés interrogés accepteraient de partir un an plus tard sans augmentation de leur pension. 10,4 % supplémentaires accepteraient si on leur proposait une augmentation de leur pension de 5 %. On notera qu'un tiers (33,6 %) a toujours répondu négativement aux scénarios d'augmentation proposés par l'enquêteur : même une augmentation de 40 % de leur pension ne les ferait pas revenir sur leur décision. En première analyse, cette forte variabilité des augmentations demandées par les salariés reflète des attitudes et perceptions contrastées, si on en juge par les réponses à d'autres

¹ Aquitaine, Bourgogne, Ile-de-France, Lorraine, Nord, Pays de la Loire, Provence-Alpes-Côte d'Azur et Rhône-Alpes.

² Cette enquête a aussi été réalisée auprès de 400 salariés de la fonction publique d'Etat, tirés dans un panel géré par l'organisme qui a été chargé de la collecte. L'analyse ne porte ici que sur le régime général.

questions de l'enquête. Ainsi, les premiers - ceux acceptant de repousser « gratuitement » leur date de départ - se disent plus fréquemment très satisfaits de l'emploi qu'ils occupent au moment de l'enquête. Dans le même temps, ils déclarent plus souvent que les autres redouter le moment de la retraite. A l'inverse, les salariés apparemment réfractaires à toute idée de recul sont plus nombreux à attendre ce moment avec impatience. D'ailleurs, ils seraient prêts, s'ils en avaient le choix, à partir le plus tôt possible même si cela signifie que le montant de leur pension serait plus faible que prévu.

Table 1 - Proportion des personnes qui accepteraient de reculer d'un an l'âge envisagé de départ à la retraite, selon le taux proposé d'augmentation de la pension

Accepteriez-vous de reculer d'un an votre départ à la retraite moyennant une augmentation de votre pension de ...	Effectifs ayant répondu oui (%)
0 %	13.4
5 %	10.4
10 %	9.8
15 %	6.7
20 %	9.4
30 %	8.2
40 %	8.5
Total	66.4

Lecture : 13,4 % des salariés du régime général ayant répondu à la question accepteraient de repousser d'un an leur départ à la retraite sans augmentation de pension. 10,4 % accepteraient de reporter d'un an moyennant une augmentation de 5%

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. pondérées).

Les salariés valorisent donc différemment le temps libre apporté par la retraite, et ceci les rend plus ou moins sensibles aux incitations financières qui les encourageraient à poursuivre leur activité professionnelle. Le degré de satisfaction que le salarié retire de son emploi semble jouer un rôle en la matière.

La table 2 confirme ce dernier point. Elle donne le pourcentage des salariés acceptant de différer leur date de départ à la retraite selon le niveau d'augmentation proposé de la pension, en distinguant ceux se déclarant très satisfaits de leur emploi (17,9 % de l'échantillon) et ceux déclarant n'en être pas du tout satisfaits (4,1 %).

Table 2 - Pourcentages de salariés acceptant de reculer d'un an leur départ à la retraite en fonction du taux d'augmentation proposé de leur pension (%)

Accepteraient de reculer d'un an avec une augmentation de pension inférieure ou égale à ...	Très satisfaits	Pas satisfaits du tout
0 %	23.7	7.3
5 %	34.7	11.1
10 %	42.9	13.9
15 %	47.0	20.5
20 %	56.0	22.8

Lecture : 11,1 % des salariés pas satisfaits du tout de leur emploi accepteraient de partir un an après la date envisagée si leur pension n'était pas augmentée ou bien l'était au plus de 5 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. pondérées).

Près du quart des salariés (23,7 %) s'estimant très satisfaits serait prêt à partir un an plus tard sans augmentation de leur pension. Dans le même temps, 22,8 % des salariés pas du tout satisfaits de leur emploi accepteraient de décaler d'un an à condition que leur pension augmente de 20 %. Autrement dit, il faudrait proposer une majoration de 20 % aux salariés totalement insatisfaits de leur emploi pour qu'ils soient (à peu près) aussi nombreux à décaler d'un an que les salariés très satisfaits qui le feraient « gratuitement » (i.e. sans supplément de pension).

Ce pourcentage pourrait tenir lieu d'évaluation d'un équivalent monétaire des mauvaises conditions de travail que traduit l'insatisfaction exprimée par le salarié. Mais il est à ce stade beaucoup trop approximatif. La suite de l'article est consacrée à affiner son estimation. L'idée générale de la démarche est la suivante. On part du principe que les conditions de travail, qui sont révélées par le niveau de satisfaction du salarié dans son emploi, influent sur ses préférences et, en conséquence, sur l'arbitrage entre poursuite de l'activité professionnelle et départ à la retraite. Ainsi, un salarié occupant un emploi pénible valorisera davantage le temps libre et sera plus réticent à différer son départ à la retraite. Sauf si on l'incite à le faire, en lui offrant une augmentation de pension suffisante pour qu'il accepte de travailler un an de plus malgré la « désutilité » que cela lui procure. On va alors chercher, en exploitant la question de l'enquête sur les scénarios d'augmentation, à estimer le seuil d'acceptation de chaque salarié, c'est-à-dire le pourcentage minimal d'augmentation de la pension qui lui fasse accepter de reculer d'une année la date envisagée de son départ. Ce seuil va dépendre du niveau de pénibilité de l'emploi occupé par le salarié. En supposant ensuite que l'on sache ordonner les emplois sur une échelle de pénibilité, comparer des seuils d'acceptation à différents niveaux de pénibilité c'est finalement estimer des équivalents monétaires sous forme de *coûts implicites* à la poursuite de l'activité dus aux conditions de travail défavorables.

II - Le cadre théorique

On considère qu'en réagissant aux scénarios d'augmentation de la pension proposés par l'enquêteur, le salarié exprime directement ses préférences. Après avoir spécifié une fonction d'utilité, on va alors utiliser les réponses du salarié aux différents scénarios pour estimer les paramètres de préférence de la fonction. Cette démarche³, qui s'appuie sur les préférences exprimées (*stated preferences*) rompt avec le courant dominant de l'économie qui consiste à inférer les préférences individuelles à partir des comportements observés (*revealed preferences*). A notre connaissance, l'article de Kapteyn *et alii* (2006) est le seul exemple d'application de cette démarche à la problématique de la retraite.

Nous commençons donc par écrire un modèle d'utilité très stylisé. La fonction retenue a la forme suivante :

$$U = \alpha_0 + \alpha_L \ln(T - h) + \alpha_Y \ln Y$$

où $T - h$ mesure le temps libre (T est le temps total disponible et h les heures de travail) et Y le revenu salarial. Le paramètre α_L (*resp* α_Y) mesure le supplément d'utilité retiré d'une augmentation du loisir (*resp* du revenu salarial Y). Le paramètre α_0 rappelle que l'utilité est définie à une constante additive près.

Les données dont nous disposons ne contiennent aucune information sur le nombre d'heures travaillées⁴. La quantité $\ln(T - h)$ est donc supposée être la même pour tous les individus, qui travaillent tous à la date de l'enquête. Dans ces conditions, les paramètres α_0 et α_L ne sont pas séparément identifiables. En conséquence, nous réécrivons l'utilité sous la forme suivante :

$$U = -\alpha_W + \alpha_Y \ln Y$$

où α_W représente la désutilité du travail (à la constante additive α_0 près). On suppose que α_Y est strictement positif. Il n'est pas nécessaire d'imposer de signe *a priori* sur α_W .

Soit maintenant t_R la date (l'année) où l'individu prend sa retraite et t_D l'année de son décès, t_0 repérant la date de l'enquête. L'individu est supposé percevoir le même salaire jusqu'à sa retraite et recevoir ensuite une pension τY , où τ est le taux de remplacement. Si β est le taux d'escompte, l'utilité inter-temporelle s'écrit :

$$V = \sum_{t=t_0}^{t_R-1} \beta^{t-t_0} (-\alpha_W + \alpha_Y \ln Y) + \sum_{t=t_R}^{t_D} \beta^{t-t_0} (\alpha_Y \ln \tau Y)$$

Supposons alors qu'on offre le choix à l'individu de décaler d'un an son départ à la retraite moyennant une augmentation de sa pension d'un pourcentage δ . Sous cette hypothèse, sa fonction d'utilité s'écrit :

$$V(\delta) = \sum_{t=t_0}^{t_R} \beta^{t-t_0} (-\alpha_W + \alpha_Y \ln Y) + \sum_{t=t_R+1}^{t_D} \beta^{t-t_0} (\alpha_Y \ln \tau(1+\delta)Y)$$

On en déduit la différence d'utilité :

³ Elle est notamment à la base des méthodes d'évaluation *contingente* (*contingent valuation*), lorsqu'elles demandent directement à l'individu de donner son *consentement à payer* (*willingness to pay*) pour une modification donnée, qui lui est proposée sous forme de scénario, de son environnement (lutte contre les nuisances sonores, amélioration de la qualité de l'air, par exemple).

⁴ On sait juste si le salarié travaille ou non à temps partiel, mais on en ignore le taux.

$$\Delta V(\delta) = V(\delta) - V = \beta^{t_R - t_0} \alpha_Y \left[\frac{-\alpha_W}{\alpha_Y} - \ln \tau + \beta_0 \ln(1 + \delta) \right] \quad (1)$$

$$\text{où } \beta_0 = \sum_{t=1}^{t_D - t_R} \beta^t.$$

Le paramètre α_Y étant strictement positif par hypothèse, la fonction $\Delta V(\delta)$ est strictement croissante en δ . Tant que $\tau < 1$, on peut avoir $\Delta V(0) > 0$: il suffit que $\alpha_W < 0$ ou que le ratio α_W / α_Y soit suffisamment faible. Ainsi, un salarié ayant une forte préférence pour le revenu pourra accepter de reculer « gratuitement » d'un an la date de son départ à la retraite. Dans le cas où $\Delta V(0) < 0$, vu que $\Delta V(\delta)$ est strictement croissante en δ , il existe une valeur δ^* de δ telle que $\Delta V(\delta^*) = 0$. Le salarié n'acceptera de différer sa date de départ que si sa pension augmente d'au moins δ^* . D'après (1), cette valeur est égale à :

$$\ln(1 + \delta^*) = \frac{1}{\beta_0} \left(\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} + \ln \tau \right) \quad (2)$$

c'est-à-dire :

$$\delta^* = \exp \left[\frac{1}{\beta_0} \left(\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} + \ln \tau \right) \right] - 1 \quad (3)$$

Le seuil d'acceptation est d'autant plus élevé que la désutilité du travail est forte ou la préférence pour le revenu faible. Les expressions (1) à (3) montrent qu'avec nos données nous ne sommes pas capables d'identifier séparément α_W et α_Y .

Supposons maintenant que le ratio des préférences α_W / α_Y soit une fonction linéaire de caractéristiques x :

$$\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} = x\theta,$$

et supposons que parmi ces caractéristiques figure un indice de conditions de travail, ic , qui classe les emplois depuis les moins pénibles ($ic = 0$) jusqu'aux plus pénibles ($ic = 1$), et dont le paramètre associé est θ_{ic} :

$$\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} = x_0 \theta_0 + \theta_{ic} ic, \quad (4)$$

où x_0 représente les caractéristiques autres que les conditions de travail et θ_0 leurs paramètres associés. Soit alors deux individus fictifs 1 et 2 qui diffèrent uniquement par les conditions de travail qu'ils connaissent. Le premier (*resp.* second) occupe un emploi dont la pénibilité est ic_1 (*resp.* ic_2), avec $ic_1 < ic_2$. La différence des seuils d'acceptation $\Delta \delta^*$ des deux salariés est, d'après (3), égale à :

$$\Delta \delta^* = \exp \left[\frac{1}{\beta_0} (x_0 \theta_0 + \ln \tau) \right] \cdot \left(\exp \left[\frac{1}{\beta_0} \theta_{ic} ic_2 \right] - \exp \left[\frac{1}{\beta_0} \theta_{ic} ic_1 \right] \right). \quad (5)$$

La différence $\Delta \delta^*$ peut être considérée comme le coût implicite de la pénibilité de l'emploi 2 par rapport à celle de l'emploi 1. Si on prend comme référence le comportement du salarié 1, (5) est l'augmentation de pension qu'il faudrait donner au salarié 2 pour annuler l'effet (négatif), sur la poursuite de l'activité, de la plus grande pénibilité de l'emploi 2.

III - La méthode empirique

III.1 Le modèle économétrique

Pour pouvoir calculer les différences $\Delta\delta^*$, il faut auparavant estimer les paramètres θ_{ic} , θ_0 et β_0 avec les données dont on dispose. Puisque les préférences sont déterminées par des caractéristiques inobservées et inobservables, on adjoint à (4) une variable aléatoire résiduelle u qui les contient :

$$\frac{\alpha_W}{\alpha_Y} = x_0\theta_0 + \theta_{ic}ic + u. \quad (6)$$

Avec (6), l'expression (2) devient :

$$\ln(1 + \delta^*) = \frac{1}{\beta_0}(x_0\theta_0 + \theta_{ic}ic + \ln \tau + u)$$

L'estimation des paramètres pose a priori au moins deux problèmes. D'abord on n'observe pas δ^* . En revanche, on sait dans quel intervalle $[\delta_1, \delta_2]$ il est situé. Il suffit qu'à la question concernant son acceptation de reculer son âge de départ, le salarié ait répondu négativement lorsque l'enquêteur lui a proposé le taux d'augmentation δ_1 et positivement lorsque l'enquêteur lui a proposé le taux δ_2 immédiatement supérieur à δ_1 . On a alors :

$$\beta_0 \ln(1 + \delta_1) - \ln \tau < x_0\theta_0 + \theta_{ic}ic + u < \beta_0 \ln(1 + \delta_2) - \ln \tau \quad (7)$$

Si la grandeur β_0 était connue et fixe, le modèle à estimer serait un « Tobit à seuils ». L'idée générale de ce type de modèle est d'interpoler la distribution de δ^* entre les seuils δ_1 et δ_2 grâce à la double inégalité (7). Mais β_0 est inconnu, et l'estimer comme paramètre du modèle est très délicat.

Pour contourner cette deuxième difficulté, nous avons choisi de le calibrer, de le fixer à une valeur « raisonnable ». Pour tester la robustesse des résultats à cette hypothèse, nous avons réestimé le modèle en faisant varier β_0 dans une large plage de valeurs.

Dans ces conditions, le modèle s'estime donc comme un Tobit à seuils⁵. En supposant que u suive la loi normale $N(0; \sigma)$, la contribution, à la vraisemblance, de l'individu dont le seuil d'acceptation se situe dans l'intervalle $[\delta_1, \delta_2]$ s'écrit :

$$\Phi\left[\frac{\beta_0 \ln(1 + \delta_2) - x_0\theta_0 - \theta_{ic}ic - \ln \tau}{\sigma}\right] - \Phi\left[\frac{\beta_0 \ln(1 + \delta_1) - x_0\theta_0 - \theta_{ic}ic - \ln \tau}{\sigma}\right] \quad (8)$$

Dans le cas particulier où $\delta_2 = 0$ (δ_1 est alors indéterminé), l'expression (8) est remplacée par :

$$\Phi\left[\frac{-x_0\theta_0 - \theta_{ic}ic - \ln \tau}{\sigma}\right]$$

⁵ Nous avons pu utiliser la procédure *Lifereg* de Sas (Lollivier, 1997). Voir le programme en annexe 3.

Une fois estimés les paramètres du modèle, on est en mesure de calculer la proportion $P(\delta)$ des salariés dont le seuil d'acceptation est inférieur ou égal à un niveau δ donné :

$$P(\delta) = \Phi \left[\frac{\beta_0 \ln(1 + \delta) - x_0 \theta_0 - \theta_{ic} ic - \ln \tau}{\sigma} \right] \quad (9)$$

On peut alors évaluer la capacité prédictive du modèle en comparant (9) aux valeurs observées pour les scénarios d'augmentation proposés par l'enquêteur (table 1).

III.2 Un indicateur de conditions de travail

Pour construire un indicateur de conditions de travail, nous sommes partis de la question sur la satisfaction globale que le salarié retire de son emploi :

Globalement, lorsque vous pensez à votre emploi actuel, diriez-vous que vous en êtes aujourd'hui...

[Une seule réponse possible]

- | | |
|----------------------------|----------|
| • 1. Très satisfait | (17.9 %) |
| • 2. Satisfait | (41.9 %) |
| • 3. Assez satisfait | (21.7 %) |
| • 4. Pas très satisfait | (10.6 %) |
| • 5. Pas satisfait | (3.7 %) |
| • 6. Pas satisfait du tout | (4.1 %) |

Une large majorité des salariés se déclarent satisfaits, à des degrés divers, de leur emploi. C'est un résultat que l'on trouve généralement dans la littérature étudiant ce type de questions.

L'intérêt de cette variable de satisfaction est qu'elle livre une information sur la qualité globale de l'emploi. Elle en résume a priori les différentes facettes. Mais cet avantage est contrebalancé par un défaut majeur qui tient à sa nature subjective. La variable mélange réalité du poste de travail et perception qu'en a le salarié qui l'occupe. Certes, la satisfaction exprimée reflète en partie la qualité objective de l'emploi (voir, par exemple, Ritter et Anker, 2002, ou Clark, 2005). Mais les réponses des enquêtés sont déterminées aussi par des éléments purement individuels, comme les critères de jugement propres à la personne interrogée ou bien l'état psychologique dans lequel elle se trouve au moment de l'interrogation (Ravallion et Lokshin, 2001). Formellement, la satisfaction exprimée par le salarié est fonction de ses conditions réelles de travail et de son mode d'expression : $sat_emp = f(cdt, m)$. On aimerait pouvoir contrôler les facteurs inobservables m , de manière à récupérer un indicateur des conditions de travail qui soit plus objectif que l'expression de la satisfaction.

Nous proposons un moyen de le faire, en utilisant les questions de l'enquête sur l'état de santé du salarié. Une première question lui a demandé de l'évaluer :

Vous estimez-vous, globalement...

[Une seule réponse possible]

- | | |
|---------------------------|-----------------------|
| • En très bonne santé | (23.5 %) |
| • En assez bonne santé | (63.2 %) ⁶ |
| • En assez mauvaise santé | (11.6 %) |
| • En très mauvaise santé | (1.7 %) |

⁶ Les 2 personnes n'ayant pas fourni de réponse ont été affectées arbitrairement à l'item majoritaire.

Une très large majorité s'estime en bonne santé. Cette variable est de même nature que la satisfaction de l'emploi. L'auto-évaluation de l'état de santé est fonction de la santé réelle de l'individu et de la manière dont il l'évalue : $eval_sante = g(sante, m)$.

D'autres questions sur la santé ont été posées, plus factuelles et moins subjectives. Elles portent sur l'état de fatigue en général, les douleurs physiques, le découragement, la nervosité et les difficultés de concentration. A partir des réponses à ces questions, nous avons calculé un indicateur synthétique d'état de santé, noté ind_sante (annexe 1). La distribution de ses valeurs est à peu près symétrique (voir le graphique de l'annexe 1). Nous supposons que l'indicateur ind_sante nous informe mieux sur la réalité de l'état de santé du salarié que la question d'auto-évaluation, c'est-à-dire qu'il en est un meilleur *proxy*.

A partir de ces informations, nous avons estimé un indicateur ic de conditions de travail qui soit un *proxy* de la pénibilité (des conditions de travail cdt), en procédant de la manière suivante. Nous avons supposé que les fonctions f et g sont linéaires en leurs arguments. On a ainsi :

$$eval_sante = a_0 + a \cdot ind_sante + \alpha \cdot m, \quad (10)$$

où $a > 0$ *a priori*. On a par ailleurs :

$$sat_emp = b_0 + b \cdot ic + \gamma \cdot m, \quad (11)$$

où $b > 0$ *a priori* si on considère que sat_emp , conformément à la manière dont est posée la question dans l'enquête, mesure l'insatisfaction dans l'emploi et que ic ordonne les emplois selon leur degré croissant de pénibilité. La caractéristique m étant inobservable, on peut fixer α à 1. De même, la variable ic n'étant pas observée, b est fixé à 1.

Notons qu'on devrait *a priori* trouver $\gamma < 0$. Ceci provient du fait que l'individu qui se déclare plus malade qu'il ne l'est (*i.e.* $m < 0$ dans l'équation (10)) risque de juger ses conditions de travail plus pénibles que dans la réalité, c'est-à-dire $sat_emp - ic > 0$, ce qui conduit à $\gamma < 0$. On retrouve ici le phénomène d'endogénéité des déclarations des salariés sur leurs conditions de travail, mis en évidence notamment par les épidémiologistes (voir Coutrot et Wolff, 2005).

Sur le plan empirique, les coefficients a_0 et a de (10) ont été estimés par un modèle probit ordonné qui explique la santé auto-évaluée $eval_sante$ par l'indicateur d'état de santé ind_sante , et dont le résidu est m . Une fois a_0 et a estimés, connaissant $eval_sante$ et ind_sante pour chaque salarié de l'échantillon, on a pu estimer ses « traits personnels » m (voir annexe 2). On a ensuite remplacé l'équation (11) par la relation (12) suivante :

$$sat_emp = b_0 + \gamma \cdot \hat{m} + ic, \quad (12)$$

où \hat{m} est la valeur estimée de m . On a alors estimé b_0 et γ par un probit ordonné expliquant sat_emp par \hat{m} et dont ic est le résidu. Connaissant sat_emp et \hat{m} , on a pu estimer ic pour chaque salarié (annexe 2).

IV - Les résultats

On a supposé que les quelque 34 % des répondants qui n'acceptent aucun des seuils proposés par l'enquêteur (table 1) finiraient par accepter si on leur proposait des augmentations (largement) supérieures à 40 %. Par ailleurs, l'estimation a été effectuée en ignorant les réponses aux valeurs proposées de 30 et 40 %. En d'autres termes, on a supposé que le seuil d'acceptation des salariés qui ont répondu négativement aux valeurs d'augmentation de 0 %, 5 %, 10 %, 15 % et 20 %, était situé au-delà de 20 %. Il y a deux raisons à cela. D'abord, et a priori, des augmentations de 30 ou 40 % ne semblent pas très réalistes, et on a suffisamment de variance exploitable avec les réponses aux 5 premiers seuils proposés. Ensuite, et a posteriori, le modèle s'ajuste mieux aux données si on l'estime seulement sur les réponses aux seuils compris entre 0 % et 20 %⁷.

On a pris 15 comme valeur de β_0 . On a vérifié a posteriori que les résultats changent marginalement lorsque β_0 varie entre 10 et 20. En revanche, avec des valeurs inférieures à 5, le modèle ne reproduit que très grossièrement les valeurs observées telles qu'elles nous sont fournies par la table 1.

Nous avons restreint le choix des variables x déterminant les préférences à celles susceptibles d'expliquer *directement* leur hétérogénéité. Par exemple, nous n'avons pas introduit de variables de salaire ou de revenu. On doit les considérer comme des éléments constituant la contrainte budgétaire de l'individu, qui oriente son comportement *compte tenu* de ses préférences. Finalement, les variables retenues, autres que celles relatives à l'état de santé et aux conditions de travail, sont 8 indicatrices de région de résidence, 6 indicatrices de génération (ou d'âge), le sexe, la situation conjugale (en couple ou isolé), l'existence dans le foyer d'une personne autre que l'éventuel conjoint, et le diplôme. La table 3 donne la structure des répondants selon ces caractéristiques.

L'inégale répartition des individus selon la génération s'explique par le fait que les deux générations les plus anciennes ont été surpondérées avec un poids double et que les personnes âgées de plus de 59 ans et 6 mois ont été exclues (pour éviter d'en interroger qui aient déjà pris leur retraite). On notera le pourcentage relativement élevé - plus du tiers - des cas où une personne autre que l'éventuel conjoint vit dans le logement. Il ne s'agit pas d'une particularité de l'échantillon. En effet, si on se fonde sur l'enquête Emploi du quatrième trimestre 2004, ce pourcentage calculé sur les 54-59 ans travaillant dans une entreprise publique ou privée s'élève à 35,8 %, et dans 95 % des cas le logement abrite au moins un enfant.

La table 4 donne les résultats des probit ordonnés préliminaires expliquant l'état de santé puis l'insatisfaction dans l'emploi. Notons que les variables x expliquant l'hétérogénéité des préférences ont toutes été introduites dans les deux probit, c'est-à-dire ajoutées dans les parties à droite du signe d'égalité des équations (10) et (12).

⁷ Peut-être aurait-il fallu que les pourcentages d'augmentation proposés respectent la même échelle, c'est-à-dire proposer, si l'individu avait répondu non à la proposition à 20 %, le seuil de 25 %, puis de 30 %, puis de 35 %, etc, au lieu de poursuivre par 30 % et 40 %.

Table 3 - Structure de l'échantillon des répondants selon les caractéristiques sociodémographiques retenues

Variables	Effectifs (%)
Région de résidence	100.0
<i>Ile-de-France</i>	30.1
<i>Bourgogne</i>	8.0
<i>Nord</i>	9.9
<i>Lorraine</i>	7.9
<i>Pays de Loire</i>	9.0
<i>Aquitaine</i>	7.9
<i>Rhône-Alpes</i>	18.1
<i>Provence-Alpes-Côte d'Azur</i>	9.1
Génération	100.0
<i>1945</i>	12.3
<i>1946</i>	24.5
<i>1947</i>	14.1
<i>1948</i>	16.3
<i>1949</i>	15.7
<i>1950</i>	17.1
Sexe	100.0
<i>homme</i>	59.4
<i>femme</i>	40.6
Situation maritale	100.0
<i>personne seule</i>	21.5
<i>couple</i>	78.5
Autre personne vivant dans le logement ?	100.0
<i>non</i>	64.9
<i>oui</i>	35.1
Diplôme	100.0
<i>aucun ou CEP</i>	30.1
<i>CAP, BEP ou BEPC</i>	38.7
<i>Bac ou plus</i>	31.2

Lecture : 59.4% des répondants sont des hommes.

Source : Enquête « Intentions de départ la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. non pondérées)

Table 4 - Modèles probit ordonnés sur l'état de santé et l'insatisfaction dans l'emploi

Variables	Paramètres estimés	
	Etat de santé	Insatisfaction dans l'emploi
Constante	0.674 ^{***} (0.185)	1.529 ^{***} (0.176)
Génération (ref = 1950)		
<i>1945</i>	- 0.090 (0.148)	- 0.276 ^{**} (0.131)
<i>1946</i>	- 0.130 (0.138)	- 0.319 ^{***} (0.123)
<i>1947</i>	- 0.186 (0.128)	- 0.311 ^{***} (0.115)
<i>1948</i>	0.108 (0.114)	- 0.163 (0.102)
<i>1949</i>	- 0.116 (0.111)	- 0.035 (0.098)
Sexe (ref = homme)		
<i>femme</i>	0.169 ^{**} (0.082)	0.092 (0.072)
Situation maritale (ref = personne seule)		
<i>couple</i>	0.158 (0.097)	- 0.098 (0.086)
Autre personne dans le logement (ref = aucune)		
<i>au moins une</i>	- 0.013 (0.078)	- 0.067 (0.071)
Diplôme (ref = Aucun ou CEP)		
<i>CAP, BEP ou BEPC</i>	0.355 ^{***} (0.091)	0.059 (0.081)
<i>Bac ou plus</i>	0.482 ^{***} (0.099)	- 0.032 (0.087)
Indice d'état de santé (variable ind_sante)	2.867 ^{***} (0.185)	-
Traits personnels (variable m)	-	- 0.581 ^{***} (0.214)

Les paramètres des indicatrices de région ne sont pas reproduits ici.

Ecart-type entre parenthèses. Seuils de significativité : *** : 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM, (1004 obs. pondérées)

Le principal résultat de ces estimations est l'impact significatif et dans le sens attendu des « traits personnels », mesurés par la variable m , sur l'insatisfaction dans l'emploi.

Table 5 - Modèle Tobit « à seuils »

Variables	Paramètres estimés
Constante	0.687 (0.397)
Génération (ref = 1950)	
1945	0.221 (0.372)
1946	0.588 [*] (0.347)
1947	0.661 ^{**} (0.322)
1948	0.179 (0.280)
1949	0.177 (0.280)
Sexe (ref = homme)	
femme	0.963 ^{***} (0.210)
Situation maritale (ref = personne seule)	
couple	1.094 ^{***} (0.245)
Autre personne dans le logement (ref = aucune)	
au moins une	- 0.380 [*] (0.200)
Diplôme (ref = Aucun ou CEP)	
CAP, BEP ou BEPC	0.400 [*] (0.230)
Bac ou plus	0.078 (0.247)
Indicateur de conditions de travail (variable ic)	1.968 ^{***} (0.433)
Ecart-type des résidus :	2.454 ^{***} (0.115)

Les paramètres des indicatrices de région ne sont pas reproduits ici.

Écarts-type entre parenthèses. Seuils de significativité : *** : 1 % ; ** : 5 % ; * : 10 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM, (889 obs. pondérées)

Nous avons introduit l'indicateur de conditions de travail, déduit du second probit ordonné, dans le modèle Tobit « à seuils » expliquant δ^* . Les résultats de l'estimation du modèle sont donnés dans la table 5. Conformément aux expressions (3) et (4), un paramètre positif signifie que les salariés possédant la caractéristique associée à ce paramètre ont un seuil d'acceptation δ^* plus élevé que les autres. Pour qu'ils acceptent de modifier leur comportement (du moins celui qu'ils envisagent), il faut leur proposer des augmentations plus élevées.

Avec les valeurs estimées des paramètres, on peut évaluer la capacité prédictive du modèle en comparant la distribution des répondants selon leur seuil d'acceptation telle qu'observée dans les données (table 1) et celle prédite par le modèle (expression (9), *supra*). La table 6 donne les écarts entre les valeurs observées et les valeurs prédites. Globalement, ils sont relativement faibles.

Table 6 - Valeurs observées et valeurs prédites par le modèle

Accepteraient de reculer d'un an avec une augmentation de pension inférieure ou égale à ...	Effectifs observés (%) (1)	Effectifs prédits (%) (2)	Ecart (2)-(1)
0 %	13.4 (1.1) ¹	14.8 (0.9) ²	+ 1.4
5 %	23.8 (1.4) ¹	22.2 (1.1) ²	- 1.6
10 %	33.6 (1.6) ¹	31.0 (1.3) ²	- 2.4
15 %	40.3 (1.6) ¹	40.4 (1.5) ²	+ 0.1
20 %	49.7 (1.7) ¹	50.1 (1.6) ²	+ 0.4

¹ : écart-type empirique ; ² : écart-type calculé par la *delta method*.

Lecture : selon l'enquête, 23,8 % des salariés ayant répondu à la question accepteraient de partir un an après la date envisagée si leur pension était augmentée de 5 % ; le modèle économétrique en prédit 22,2 %.

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (889 obs. pondérées).

L'enseignement principal des estimations - qui confirme l'intuition - est l'effet très significatif de l'indicateur de conditions de travail sur le seuil d'acceptation δ^* . La pénibilité génère bien un coût implicite. Le salarié acceptera d'autant moins facilement (*i.e.* demandera une augmentation de la pension d'autant plus élevée) de repousser son âge de départ à la retraite que la pénibilité de son travail est forte. Autre enseignement des estimations : l'hétérogénéité des préférences selon les caractéristiques démographiques. Les femmes plus que les hommes, les personnes en couple davantage que les isolé(e)s demanderaient des augmentations élevées pour accepter de décaler d'un an. A l'inverse, les salarié(e)s ayant au moins un enfant à leur charge seraient plus facilement prêt(e)s à attendre un an de plus pour partir à la retraite⁸. Ces constats sont cohérents avec les réponses à d'autres questions de l'enquête. Ainsi, les femmes ont plus fréquemment que les hommes le sentiment de ne pas du tout pouvoir choisir le moment de partir à la retraite. Les personnes vivant en couple sont plus nombreuses que les personnes seules à déclarer attendre la retraite avec impatience. Enfin, celles ayant encore un ou plusieurs enfants dans leur foyer déclarent plus souvent anticiper des charges effectives de famille au moment de leur retraite.

Avec ces valeurs des paramètres, on peut estimer des différences de seuil d'acceptation - cf expression (5) - entre divers niveaux de pénibilité. Par exemple, la différence entre les degrés extrêmes de pénibilité ($ic_1 = 0$ et $ic_2 = 1$) est estimée à 15,9 points⁹.

Le problème est que cette valeur est sensible à la formulation de la question de l'enquête sur la satisfaction dans l'emploi et en particulier au nombre de degrés de satisfaction qu'elle autorise. En effet, nous avons repris toutes les estimations, en regroupant les trois dernières modalités de la question sur la satisfaction. Quatre catégories de salariés sont maintenant distinguées : les très satisfaits (17,9 %), les satisfaits (41,9 %), les assez satisfaits (21,7 %) et les autres (18,4 %). Avec ce nouveau découpage, la différence pour les degrés extrêmes de pénibilité s'établit à 12,7 points.

Pour avoir une estimation plus robuste du coût implicite de la pénibilité, on compare les seuils d'acceptation pour les deux déciles extrêmes de la distribution de ic . La différence $\Delta\delta^*$ est alors égale à 10,2 points. Et cette valeur est la même si, pour la question sur la satisfaction, on retient 6 ou 4 degrés de satisfaction.

Pour terminer, nous avons estimé de nouveau la différence $\Delta\delta^*$, en ne calculant pas préalablement l'indicateur de conditions de travail mais en estimant le Tobit « à seuils » directement avec la variable de satisfaction à 6 niveaux. En comparant le seuil d'acceptation pour les degrés 6 (pas satisfait du tout) et 1 (très satisfaits) de la satisfaction, on trouve $\Delta\delta^* = 19,5$. Ce résultat justifie a posteriori la méthode que nous avons employée pour calculer un indicateur de conditions de travail, et ce à deux titres. D'abord, en utilisant directement la variable de satisfaction qui est une variable discrète, nous ne sommes pas en mesure d'estimer de manière robuste un coût implicite de la pénibilité, comme nous pouvons le faire avec l'indicateur ic en prenant les deux déciles extrêmes de sa distribution. Ensuite, cette valeur élevée de 19,5 % obtenue avec la variable « brute » de satisfaction, montre la nécessité de contrôler, autant que faire se peut, les biais de réponse à la question de satisfaction provoqués par les « traits personnels » (voir section 4.2).

⁸ Ceci montre d'ailleurs les limites des modèles purement individuels de comportement de départ à la retraite.

⁹ Les estimations sont faites au point moyen de l'échantillon.

V - Quelques remarques conclusives

En utilisant une enquête détaillant les intentions de départ à la retraite des salariés 54 à 59 ans, nous avons cherché à jauger l'importance des conditions de travail dans les processus de décision de départ à la retraite, relativement à d'autres déterminants monétaires comme les incitations financières à la poursuite de l'activité. Plus précisément, nous avons estimé le taux d'augmentation *supplémentaire* de la pension qu'il faudrait offrir au salarié occupant un emploi « très » pénible pour que sa propension à partir plus tard à la retraite soit égale à celle du salarié occupant un emploi sans pénibilité. Nous avons conclu à un ordre de grandeur de 10 points. Il convient de ne pas sur-interpréter ce résultat, et ce pour plusieurs raisons.

La première est que le travail d'estimation que nous avons conduit relève, rappelons-le, d'une approche méthodologique - celle des préférences exprimées (directement) par les agents - qui tranche radicalement avec l'approche classique - celle des préférences des agents révélées (indirectement) par leurs comportements. Selon l'approche classique, pour estimer les paramètres de préférence des modèles de comportement, il faut observer (*i.e.* collecter de l'information sur) des individus qui soient effectivement partis à la retraite. Cette approche a au moins deux défauts, que mettent en avant les tenants des préférences exprimées. D'une part, il faut que les comportements de départ à la retraite dûment constatés aient suffisamment de variance pour que les paramètres de préférence soient correctement identifiés et estimés avec un minimum de robustesse. Le fait de disposer d'observations situées dans des contextes réglementaires différents (par exemple, avant et après une réforme sur les conditions de liquidation des pensions) peut d'ailleurs y aider substantiellement. D'autre part, les comportements sont la résultante à la fois des « pures » préférences individuelles et des contraintes qui s'exercent de fait sur les agents, sans qu'on puisse faire la part des unes et des autres.

L'approche par les préférences exprimées permet en principe de traiter ces problèmes, même si elle le fait de manière imparfaite. En plaçant l'individu dans des scénarios variés et en le « laissant s'exprimer », on a davantage de chances de recueillir ses « pures » préférences, et on crée de la variabilité - certes artificielle - qui en facilite l'identification. Un des défauts de cette méthode est qu'il faut croire à la validité des réponses fournies par les individus, c'est-à-dire supposer que les « erreurs » de mesure dont elles sont entachées restent dans des proportions raisonnables.

Dans ce cadre, on voit bien la difficulté à mettre en rapport les 10 % de coût implicite de la pénibilité d'une part, et des constats ou des prédictions concernant les éventuels effets d'une mesure de type surcote sur les comportements réels d'autre part. D'autant que ces comportements sont partiellement contraints par des facteurs de nature diverse (Blanchet *et alii*, 2005).

D'autre part, même si on accorde du crédit à la démarche théorique, les estimations des modèles économétriques sont sujettes à plusieurs biais. L'échantillon finalement retenu est l'objet d'une triple sélection : l'enquête a ignoré les salariés du secteur privé qui auront eu des carrières courtes, a ignoré aussi les individus qui ne sont plus en emploi pour des raisons pouvant être liées aux conditions de travail et à leurs effets sur la santé, et les estimations ont été faites sur les salariés ayant donné l'âge auquel ils envisageaient de partir à la retraite et le taux de remplacement qu'ils pensaient avoir¹⁰. Nous avons par ailleurs proposé un indice de conditions de travail en essayant de contrôler les effets de déclaration des individus, mais rien ne prouve que nous y soyons parvenus.

¹⁰ La structure de l'échantillon des répondants à la question sur l'incitation (table 3) est toutefois très proche de celle établie sur l'échantillon total de l'enquête.

Références

Afsa C. (2005), "Les quinquagénaires en emploi : une population très sélectionnée", note ronéotée, Département des Etudes Economiques d'Ensemble, Insee.

d'Autume A., J.-P. Betbèze et J.-O. Hairault (2005), *Les seniors et l'emploi en France*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, 58.

Blanchet D., P. Aubert et D. Blau (2005), "Le marché du travail après 50 ans. Eléments de comparaison franco-américaine", *L'économie française - comptes et dossiers*, Insee.

Blanchet D. et T. Debrand (2005), "Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne", *Insee Première*, n° 1052.

Clark A. (2005), "What Makes a Good Job? Evidence from OECD Countries", in Bazen S., C. Lucifora and W. Salverda (eds.), *Job Quality and Employer Behaviour*, Palgrave.

Coutrot T. et L. Wolff (2005), "L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique", Document de travail de la Dares, n° 97.

Gouriéroux C., A. Monfort, E. Renault et A. Trognon (1987), "Generalized Residuals", *Journal of Econometrics*, 34.

Kapteyn A., A. van Soest and J. Zissimopoulos (2006), "Using Stated Preferences to Analyze Preferences for Full and Partial Retirement", De Nederlandsche Bank Working Paper, n° 81.

Lebart L., A. Morineau et M. Piron (1995), *Statistique exploratoire multidimensionnelle*, Dunod.

Lollivier S. (1997), "Modèles univariés et modèles de durée sur données individuelles", Document de Travail « Méthodologie Statistique », n° 9702, Insee.

Ravallion M. and M. Lokshin (2001), "Identifying Welfare Effects from Subjective Questions", *Economica*, 68.

Ritter J. and R. Anker (2002), "Good jobs, bad jobs: Workers' evaluations in five countries", *International Labour Review*, vol. 141, n° 4.

Annexe 1 : construction de l'indicateur d'état de santé

Pour construire l'indicateur d'état de santé, nous avons utilisé les réponses à la batterie de questions suivante :

Diriez-vous que, d'une manière générale...

[Une réponse par sous-question]

- Souvent
- De temps en temps
- Rarement
- Jamais

[Aléatoire]

1. Vous vous fatiguez vite
2. Vous avez des douleurs physiques
3. Vous vous sentez découragé, abattu
4. Vous vous sentez nerveux, irritable
5. Vous avez des difficultés à vous concentrer

Les réponses ont été les suivantes (pourcentages) :

	Souvent	Parfois	Rarement	Jamais	
Diriez-vous que d'une manière générale ...					
vous vous fatiguez vite	19.8	35.4	21.8	23.0	100.0
vous avez des douleurs physiques	28.4	35.8	17.1	18.6	100.0
vous vous sentez découragé, abattu	8.7	29.3	27.3	34.8	100.0
vous vous sentez nerveux, irritable	19.1	40.9	21.8	18.1	100.0
vous avez des difficultés à vous concentrer	5.7	22.8	23.1	48.4	100.0

Lecture : 18,6 % des personnes interrogées ont déclaré ne jamais avoir de douleurs physiques

Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (1004 obs.).

Les corrélations des rangs (coefficient de Spearman) de ces variables, dont les modalités sont ordonnées, sont les suivantes :

	fatigue	douleurs	découragement	nervosité	concentration
fatigue	1.00				
douleurs	0.45	1.00			
découragement	0.44	0.31	1.00		
nervosité	0.35	0.29	0.43	1.00	
concentration	0.36	0.24	0.39	0.31	1.00

Lecture : la fatigue et la nervosité sont positivement corrélées ; la corrélation est de 0.35.

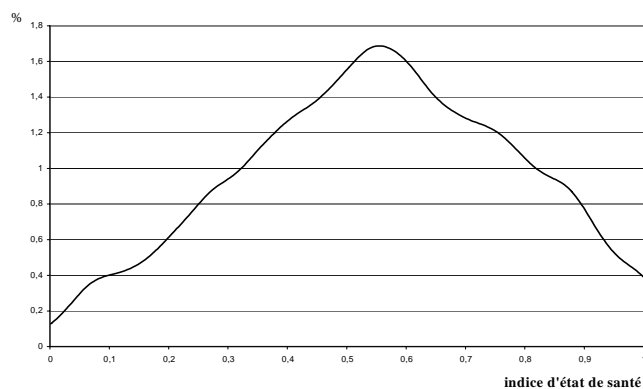
Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite », CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE, SIRCOM (1004 obs.).

Conformément à l'intuition, les variables sont toutes positivement corrélées. Les corrélations restent toutefois limitées car aucune ne dépasse 45 %.

Pour construire l'indicateur synthétique d'état de santé, qui est une combinaison linéaire des 5 variables, on a effectué une analyse en composantes principales : les coefficients de la combinaison linéaire sont calculés de telle manière que la plage de variation des valeurs de l'indicateur calculées sur tout l'échantillon soit la plus large possible. Sur le plan pratique, on fait prendre à chacune des 5 variables les modalités 1 à 4, modalités que l'on remplace par leurs valeurs tirées de la fonction de répartition inverse de la loi normale (pour davantage de détails sur la méthode, voir Lebart & *alii*, 1995). Tous calculs faits, les poids affectés aux 5 variables sont respectivement

0.218, 0.185, 0.216, 0.192 et 0.189. L'indicateur d'état de santé a été normalisé, c'est-à-dire qu'on l'a contraint à varier entre 0 (niveau d'état de santé le plus faible) et 1 (niveau d'état de santé le plus élevé).

La courbe de distribution des valeurs de l'indicateur a la forme suivante :



Source : Enquête « Intentions de départ à la retraite »,
CNAV, COR, DGTPE, DREES, INSEE (1004 obs.).

Annexe 2 : les résidus généralisés d'un probit ordonné

Soit y^* la variable latente du probit ordonné associée à la variable observée y à J modalités, notées $1, 2, \dots, J$. Par exemple, y^* est la satisfaction dans l'emploi ($J=6$) ou l'état de santé perçu ($J=4$). La variable y^* est expliquée par des caractéristiques x et un terme résiduel ε :

$$y^* = x\beta + \varepsilon.$$

Le résidu est supposé suivre la loi normale centrée réduite. La relation entre y^* et y est définie par :

$$y = j \Leftrightarrow \mu_{j-1} < y^* < \mu_j,$$

avec $\mu_0 = -\infty$, $\mu_1 = 0$ et $\mu_J = +\infty$, et où les autres seuils $\mu_2 \dots \mu_{J-1}$ doivent être estimés au même titre que β .

Si y^* était observé, on pourrait, à l'issue de l'estimation des paramètres du modèle, en estimer le résidu par la différence $y^* - x\hat{\beta}$. Mais y^* est une variable latente. Gouriéroux *et alii* (1987) ont alors proposé d'estimer la valeur de ε par le résidu généralisé du modèle, défini de la manière suivante par analogie avec le modèle linéaire classique :

$$\hat{\varepsilon} = E[\varepsilon \mid y]_{\beta=\hat{\beta}, \mu=\hat{\mu}},$$

où $\hat{\beta}$ et $\hat{\mu}$ sont les valeurs des paramètres β et μ estimées par le maximum de vraisemblance.

Dans le cas du probit ordonné, on a pour $j = 1$:

$$\hat{\varepsilon}_1 = E[\varepsilon \mid y = 1] = E[\varepsilon \mid y^* < 0] = E[\varepsilon \mid \varepsilon < -x\hat{\beta}],$$

c'est-à-dire :

$$\hat{\varepsilon}_1 = -\phi(x\hat{\beta}) / \Phi(-x\hat{\beta}),$$

tous calculs faits, où ϕ et Φ sont respectivement la fonction de densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Pour $2 \leq j \leq J-1$, on a :

$$\begin{aligned} \hat{\varepsilon}_j &= E[\varepsilon \mid y = j] = E[\varepsilon \mid \mu_{j-1} - x\hat{\beta} < \varepsilon < \mu_j - x\hat{\beta}] \\ &= [\phi(\mu_{j-1} - x\hat{\beta}) - \phi(\mu_j - x\hat{\beta})] / [\Phi(\mu_j - x\hat{\beta}) - \Phi(\mu_{j-1} - x\hat{\beta})]. \end{aligned}$$

Enfin, pour $j = J$, le résidu généralisé s'écrit :

$$\hat{\varepsilon}_J = E[\varepsilon \mid \mu_{J-1} - x\hat{\beta} < \varepsilon] = \phi(\mu_{J-1} - x\hat{\beta}) / [1 - \Phi(\mu_{J-1} - x\hat{\beta})].$$

Finalement, le résidu généralisé du probit ordonné s'écrit :

$$\hat{\varepsilon} = \sum_{j=1}^J \hat{\varepsilon}_j \mathbf{1}(y = j).$$

Le résidu généralisé du probit sur l'état de santé et du probit sur la satisfaction dans l'emploi a été normalisé : la variable $\hat{\varepsilon}$ a été contrainte de varier entre 0 et 1. Ceci permet, lorsqu'on l'introduit comme variable explicative dans un modèle, de comparer son impact à celui des autres variables mesurées par indicatrices, à la seule lecture des valeurs estimées de leurs paramètres respectifs.

Annexe 3 : le programme Sas d'estimation des paramètres du modèle Tobit « à seuils »

Pour estimer le modèle « Tobit à seuils », on a utilisé la procédure *lifereg* de Sas, précédée d'un pré-codage adéquat des bornes - cf expression (7) - représentées par les variables *inf* et *sup*. Le programme est le suivant :

```
data tob;
  set donnees;
  if seuil=0 then do;inf=.;sup=-log(txrempl);end;
  else if seuil=5 then do;
    inf=-log(txrempl);
    sup=-log(txrempl)+15*log(1.05);
  end;
  else if seuil=10 then do;
    inf=-log(txrempl)+15*log(1.05);
    sup=-log(txrempl)+15*log(1.10);
  end;
  else if seuil=15 then do;
    inf=-log(txrempl)+15*log(1.10);
    sup=-log(txrempl)+15*log(1.15);
  end;
  else if seuil=20 then do;
    inf=-log(txrempl)+15*log(1.15);
    sup=-log(txrempl)+15*log(1.20);
  end;
  else do;
    inf=-log(txrempl)+15*log(1.20);
    sup=.;
  end;
run;
proc lifereg data=tob covout outest=tob_param;
  model (inf,sup) = region2 region3 region4 region5 region6 region7
  region8
              a55 a56 a57 a58 a59 fem couple autre_pers dip2
dip3 ic
              / d=normal ;
  weight pond;
  output out=tob_sort xbeta=xb;
run;
```

Les valeurs prédites du modèle - expression (9) - s'obtiennent de la manière suivante :

```
%macro pred(d);
data pred;
  set tob_sort;
  if _n_=1 then set tob_param(where=(_type_='PARMS'));
  pr=probnorm((-xb-log(txrempl)+15*log(1+d))/_scale_);
run;
proc summary data=pred;
  var pr;
  weight pond;
  output out=preds mean= ;
run;
proc print data=preds noobs;
  title "delta = &d";
  var pr;
run;
%mend;
%pred(0);%pred(.05);%pred(.1);%pred(.15);%pred(.2);
```

